

DOI: 10.20103/j.stxb.202405010982

蒋自然, 陈奕杰, 庞金萍, 张建珍, 朱华友, 肖光年, 胡伟. 长江经济带发展战略对沿线生态效率的影响研究. 生态学报, 2025, 45(12): - .  
Jiang Z R, Chen Y J, Pang J P, Zhang J Z, Zhu H Y, Xiao G N, Hu W. Research on the effect of the Yangtze River Economic Belt development strategy on the eco-efficiency along the route. Acta Ecologica Sinica, 2025, 45(12): - .

# 长江经济带发展战略对沿线生态效率的影响研究

蒋自然<sup>1</sup>, 陈奕杰<sup>2</sup>, 庞金萍<sup>2</sup>, 张建珍<sup>1</sup>, 朱华友<sup>2</sup>, 肖光年<sup>3</sup>, 胡 伟<sup>1,\*</sup>

1 浙江师范大学地理与环境科学学院, 金华 321004

2 浙江师范大学经济与管理学院, 金华 321004

3 上海海事大学经济管理学院, 上海 201306

**摘要:** 坚持生态优先、绿色发展的长江经济带发展战略, 不仅有效推动了长江经济带的高质量发展, 也深刻影响了长江经济带的生态效率。以长江经济带发展战略实施为准自然实验, 基于“投入-产出”模型构建生态效率指标体系, 综合使用超效率 SBM 模型、Dagum 基尼系数及其分解、双重差分法以及合成控制法等方法, 探究长江经济带生态效率时空演变规律, 评估长江经济带发展战略对省市生态效率的政策效果与作用机制, 研究发现: (1) 2007—2021 年, 长江经济带 11 个省市生态效率逐渐上升, 低值区发生等级跃迁, 高值区数量不断增加, 空间集聚现象显著。 (2) 政策时点往后, 生态效率增长速率明显加快, 尤其是中游和下游地区表现为跨等级大幅提升, 呈现出深绿色“H”型空间结构。 (3) 生态效率差异逐渐扩大, 从程度上具体表现为区域内下游、中游、上游, 区域间下游-上游、下游-中游、中游-上游依次递减的发展格局, 整体差异主要由区域间与区域内差异共同决定。 (4) 政策评价模型表明, 长江经济带发展战略显著提升沿线省市的生态效率, 该结论通过倾向得分匹配和安慰剂检验, 科技创新在战略实施过程中起到关键中介作用; 从驱动因素来看, 经济发展水平、政府干预、产业结构和对外开放程度同样对生态效率提升有显著的促进作用。人口密度对生态效率具有显著的负向影响。 (5) 合成控制法表明, 长江经济带内部 11 个省市的政策效应异质性显著, 生态效率发展同步性较弱; 战略较大幅度增加了上海、江苏、浙江、湖北、湖南和重庆的生态效率, 对安徽、江西、四川、贵州和云南作用较小, 整体上表现为生态效率的提升速度与经济发展水平正相关。为政府部门持续推进区域发展战略和长江经济带高质量发展提供了经验支撑。

**关键词:** 生态效率; 长江经济带; 多维演进; 双重差分法; 合成控制法

## Research on the effect of the Yangtze River Economic Belt development strategy on the eco-efficiency along the route

JIANG Ziran<sup>1</sup>, CHEN Yijie<sup>2</sup>, PANG Jinping<sup>2</sup>, ZHANG Jianzhen<sup>1</sup>, ZHU Huayou<sup>2</sup>, XIAO Guangnian<sup>3</sup>, HU Wei<sup>1,\*</sup>

1 College of Geography and Environmental Sciences, Zhejiang Normal University, Jinhua 321004, China

2 College of Economics and Management, Zhejiang Normal University, Jinhua 321004, China

3 School of Economics and Management, Shanghai Marine University, Shanghai 201306, China

**Abstract:** The Yangtze River Economic Belt development strategy, emphasizing ecological conservation and green development, has effectively promoted regional advancement while substantially enhancing ecological efficiency. This study employs the Yangtze River Economic Belt development strategy as a quasi-natural experiment, constructing a provincial ecological efficiency evaluation index system based on the “input-output” model, and applies a suite of analytical approaches including the super-efficiency SBM model, Dagum Gini coefficient decomposition, difference-in-differences method, and synthetic control method to examine spatiotemporal patterns of ecological efficiency and assess policy impacts

**基金项目:** 教育部人文社会科学研究青年基金项目 (22YJCZH070, 22YJCZH057); 国家自然科学基金项目 ((41801111, 42201258))

**收稿日期:** 2024-05-01; **网络出版日期:** 2025-00-00

\* 通讯作者 Corresponding author. E-mail: hw2020@zjnu.edu.cn

# 限于数据的可获取性, 本研究尚未含中国港澳台统计数据。

and mechanisms across provincial levels. The results show that: (1) Between 2007 and 2021, ecological efficiency across the 11 provinces demonstrated progressive improvement, characterized by hierarchical transitions in low-value areas and continuous expansion of high-value regions, leading to pronounced spatial clustering. (2) Following the policy implementation, ecological efficiency growth exhibited a marked acceleration, especially in midstream and downstream regions that showed significant cross-hierarchical advancements, with provincial units collectively exhibiting a distinct dark green H-shaped spatial configuration. (3) The differences in ecological efficiency exhibit a widening trend, manifesting in a distinct spatial hierarchy: intra-regional differences follow a descending gradient from downstream to midstream and upstream areas, while inter-regional variations progressively decline across downstream-upstream, downstream-midstream, and midstream-upstream pairings. The overall differences were jointly determined by both inter-regional and intra-regional disparities. (4) Policy evaluation models reveal that the Yangtze River Economic Belt development strategy substantially boosts ecological efficiency along the belt, with robustness validated through rigorous propensity score matching and placebo testing protocols. Technological innovation emerges as serving as the pivotal mediating mechanism during strategic implementation, shedding light on the strategic implementation pathways. In terms of driving factors, economic development level, government intervention, industrial structure, and openness degree also have significant positive effects on improving ecological efficiency. In contrast, population density is found to exert a notable inhibitory effect on ecological efficiency. (5) The Synthetic Control Method analysis reveals significant heterogeneity in policy effects among the 11 provinces within the Yangtze River Economic Belt, demonstrating weak synchronicity in ecological efficiency development. The implementation of the Yangtze River Economic Belt development strategy has substantially enhanced ecological efficiency in Shanghai, Jiangsu, Zhejiang, Hubei, Hunan and Chongqing, while exhibiting limited impact on Anhui, Jiangxi, Sichuan, Guizhou and Yunnan. The improvement rate of ecological efficiency demonstrates a positive correlation with economic development levels. These findings offer empirical evidence supporting the continued implementation of regional development strategies and high-quality growth initiatives within the Yangtze River Economic Belt.

**Key Words:** ecological efficiency; Yangtze River Economic Belt; multidimensional evolution; double difference method; synthetic control method

长江经济带是中国经济重要支撑带和生态优先绿色发展主战场,对于中国经济社会繁荣和现代化建设具有关键意义。2014 年国务院发布《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》(下文简称《意见》),长江经济带发展战略正式上升为国家战略。长江经济带发展战略实施 10 年以来,长江流域生态环境保护和高质量发展持续推进,推动流域的生态效率从低效走向高效发展。然而,长江经济带发展战略对生态效率作用机制尚没得到学理上的论证,并且长江经济带发展战略对流域各地区生态效率影响差异也未厘清。因此,在长江流域生态环境保护和高质量发展正处于由量变到质变的关键时期,本研究分析长江经济带的生态效率演变,探究生态效率变动的驱动因素和传导机制,评估长江经济带发展战略对沿线生态效率的影响,对于推动长江经济带可持续发展及其生态文明建设具有重要意义。

从长远来看,推动长江经济带高质量发展,根本上依赖于经济效益和环境效益的协调统一。生态效率(Ecological efficiency)作为能够有效度量区域生态优先、考核区域经济社会发展绩效和衡量区域绿色发展水平的重要指标,逐渐被纳入到有关经济环境的综合研究中<sup>[1]</sup>。生态效率由 Schaltegger 等学者提出<sup>[2]</sup>,应用于企业生态领域,随后经由世界可持续发展工商理事会(WBCSD)和经合组织(OECD)等在内的组织机构不断完善和丰富其内涵后,生态效率逐渐被界定为衡量区域经济社会绩效与生态环境水平是否均衡发展的重要指标<sup>[3]</sup>。

已有生态效率文献研究主要集中在三个方面。一是生态效率的测算与评价方法,主要包括数据包络法(DEA)、随机前沿生产函数(SFA)以及超效率 MINDS 模型等<sup>[4-6]</sup>。由于传统 DEA 模型忽视非期望产出、存

在投入产出松弛性问题,学者逐渐倾向于使用 Super-SBM 等改进后的模型<sup>[7]</sup>。当前生态效率研究尺度已涵盖县域、地级市、省域、城市群和全国层面,并且逐渐应用于旅游业、农业、工业以及海洋业等行业<sup>[8]</sup>。二是对于生态效率空间差异的分析。已有文献主要借助 GIS 可视化工具对生态效率时空动态演变进行表达,空间差异则多采用分位数回归、传统基尼系数或泰尔指数等方法进行研究,但这些方法难以揭示空间差异的具体来源且往往忽略了子样本的具体分布情况<sup>[9]</sup>。三是生态效率的影响机制研究。财政分权、人口密度、产业结构、经济发展水平、科技创新、城镇化水平、FDI、环境规制等作为主要影响因素被学者们关注<sup>[10-12]</sup>。

对于政策效应的评估,需要基于不同的数据结构和政策类型采用不同的评估方法,并反复检验该方法的适用性,目前常用的方法有双重差分法(DID)、合成控制法(SCM)以及断点回归设计(RDD)<sup>[13-15]</sup>。双重差分模型的优点在于回归估计方法成熟且能够避免政策作为解释变量存在的内生性问题,能更加准确地估计出政策效应<sup>[16]</sup>。已有研究为本文探究长江经济带发展战略对沿线生态效率的影响奠定基础,然而,目前研究多集中于生态效率的静态空间关联特征,缺乏动态视角生态效率分析,同时已有研究在分析各影响因素对生态效率影响时,鲜少将政策尤其是将长江经济带发展战略纳入考虑范围,导致我们无法完全厘清长江经济带发展战略对生态效率影响效应和影响机制。

鉴于此,本文以长江经济带发展战略的实施为背景,综合使用多种模型方法,全面研究了长江经济带生态效率的时空演变规律和政策的影响效应,以期在推进区域一体化发展进程中为可持续发展政策的制定提供参考和科学依据。本文的边际贡献主要如下:(1)将经济学、生态学和地理学领域的知识、理论和方法进行有机融合,跟进研究了长江经济带发展战略“共抓大保护,不搞大开发”的绿色议题,并就政策的具体作用机制以及政策效应的异质性开展了更深入的探讨,是对既有政策研究的有益补充。(2)综合使用超效率 SBM 模型、Dagum 基尼系数及其分解、双重差分法以及合成控制法等方法,从生态效率的测度方式、时空演化以及驱动因素等不同维度展开讨论,丰富了生态效率的研究视角。(3)通过构建理论框架并提出研究假设,完善了长江经济带发展战略与沿线省市生态效率之间的具体关联机理和内在影响机制;同时从实证层面进行模型检验,论证解释了政策的正向效应以及科技创新的关键中介作用,使研究结论更加稳健严谨。

## 1 理论分析与研究假设

作为衡量经济社会和生态环境协同发展的重要概念,生态效率符合典型的投入产出过程。具体而言,目标在既定资源投入下得到经济产出的同时,产出更少的消极环境影响<sup>[17]</sup>。长江经济带发展战略作为一种典型的政策工具,始终坚持共抓大保护、不搞大开发,走“生态优先、绿色发展”之路,在思想内涵层面与生态效率高度契合。

### 1.1 长江经济带发展战略对生态效率的直接影响

首先,战略直接推动长江上中下游城市群政策制度协同以及供应链基础设施协同促进地区生态效率发展。一方面,交通运输网络完善和基础设施共建共享能够实现科技、人才、资本等要素跨区域流动与高质量整合,有效改善资源错配状况,化解产能过剩和资源闲置导致的环境恶化<sup>[18]</sup>。另一方面,制度性交易成本降低和绿色发展理念贯彻落实能够推动地区生态环境协同治理,搭建多方互动平台,应用推广各类节能减排技术,促进区域间环境保护能力的提升<sup>[19]</sup>。

其次,战略直接推动环境规制下污染企业绿色转型以及资源合理配置下产业结构升级促进地区生态效率发展。一方面,在外部性理论指导下,战略能够强化政府环境规制力度,削弱污染企业成本优势,将其外部性行为内部化的同时,推动高污染企业的生产要素向高效率企业分配加速产业结构升级<sup>[20]</sup>。另一方面,要素资源合理配置能够更好激发地区产业潜能,提高长江经济带产业结构高级化、合理化程度从而助力地区产业结构完善<sup>[21]</sup>。基于上述分析,本文提出假设 H1:

假设 H1:长江经济带发展战略能够显著提升沿线省市的生态效率。

### 1.2 长江经济带发展战略对生态效率的间接影响

第一阶段,战略为科技创新发展提供强力支撑。地方政府会应战略创新驱动发展的要求加大创新要素投

入,激励企业技术创新,增强城市创新活力。熊彼特创新理论认为,资金的可获得性在技术创新中发挥了重要作用。政府对企业技术创新的财政支持政策,研发补贴、减税、贴息等会极大程度缓解企业短期资金压力<sup>[22]</sup>。此外,政府推动金融活动与环境保护相结合,促进绿色金融发展,解决企业技术创新活动的外部融资需求。为了保证企业科技创新行为的持续性,政策法规等强制性外部约束使绿色转型成为企业可持续经营发展的必然举措。

第二阶段,科技创新成为生态效率提升的重要驱动力。通过科技创新,长江流域各地区能够推动传统产业的改造升级,淘汰落后产能,减少高污染、高排放能源消耗。依靠采用节能减排技术,有效改善和提升末端治理,降低对生态环境的压力<sup>[23]</sup>。科技创新尤其是信息技术的发展,极大地推动数字化转型,在解放生产力、改善资源配置效率的同时减少不必要的能源消耗。此外,由于创新外部性的存在,特定产业的科技创新对其他产业具有外溢效应,有助于带动其他产业技术进步,共同促进地区生态效率<sup>[24]</sup>。基于上述分析,本文提出假设 H2:

假设 H2:长江经济带发展战略通过科技创新间接提升沿线省市的生态效率。

## 2 研究方法 with 指标选取

### 2.1 研究方法

#### 2.1.1 超效率 SBM 模型

传统 DEA 模型存在有效决策单元并列而无法进行完全排序,Andersen 等提出的超效率模型进行改进,该方法可以对有效决策单元进行评价与排序<sup>[25]</sup>。Tone 在此基础上进一步提出超效率 SBM 模型(Super Slack-Based Measure),本文利用超效率 SBM 模型测度长江经济带的生态效率<sup>[26]</sup>。具体模型构建如下:

$$\min p = \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}}{x_{ik}}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left( \sum_{s=1}^{s_1} \frac{y^g}{y_{sk}^g} + \sum_{q=1}^{s_2} \frac{y^b}{y_{qk}^b} \right)} \quad (1)$$

$$\begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq k}^n x_{ij} \lambda_j; \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, \neq k}^n y_{sj}^g \lambda_j; \\ \bar{y}^g \geq \sum_{j=1, \neq k}^n y_{qj}^g \lambda_j; \bar{x} \geq x_k; \\ \bar{y}^g \leq y_k^g; \bar{y}^b \geq y_k^b; \\ \lambda_j \geq 0, i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, n; \\ s = 1, 2, \dots, s_1; q = 1, 2, \dots, s_2 \end{cases} \quad (2)$$

式中,  $n$  为决策单元,  $m, s_1, s_2$  分别表示投入指标、期望产出指标、非期望产出指标,  $x, y^g, y^b$  为相应矩阵中的元素,  $p$  为生态效率评价价值。

#### 2.1.2 Dagum 基尼系数及其分解方法

Dagum 基尼系数基于子样本分解分析法,不仅能够解决地区差距来源问题,还能够描述子样本的分布状况,能够全面反映样本特征<sup>[27]</sup>。因此,本文采用 Dagum 基尼系数及其分解方法考察长江经济带省域生态效率的相对差异,将总体差异来源可分解为区域内差异贡献  $G_w$ 、区域间净值差异贡献  $G_t$  和超变密度贡献  $G_{nb}$ ,满足  $G = G_w + G_t + G_{nb}$  的关系<sup>[28]</sup>。

#### 2.1.3 双重差分模型构建

本文采用双重差分模型进行实证设计,具体思路是:长江经济带发展战略可被视为一个准自然实验,位于长江经济带的九省两市构成处理组,国内其他省市(西藏除外)构成对照组。模型设定为:

$$eco_{it} = \alpha + \beta du_i \times dt_t + \gamma control_{it} + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (3)$$

式中,下标  $i, t$  分别表示省市和时间,被解释变量  $eco$  为生态效率,  $du$  和  $dt$  为组间虚拟变量和时间虚拟变量,  $du=1$  代表该省市为长江经济带省市(处理组),  $du=0$  代表该省市为非长江经济带省市(对照组),  $dt=1$  表示年份处在 2014—2021 年之间,  $dt=0$  表示年份处在 2007—2014 年之间,  $control$  代表一系列控制变量,  $\mu$  代表个体效应,  $\delta$  代表时间效应,  $u$  为随机扰动。核心解释变量  $du \times dt$  的系数  $\beta$  即为长江经济带发展发展战略对区域内省市生态效率的政策处理效应。

#### 2.1.4 合成控制法模型构建

由于双重差分模型只能估计出长江经济带发展战略的整体政策效果,但无法评估长江经济带内部每个省域的具体政策效应,因此考虑运用合成控制法作进一步分析。式中,  $T_0$  为政策实施前的时间跨度 ( $1 < T_0 < T$ ),  $Y_{it}^N$  为地区  $i$  ( $i=1, 2, \dots, J+1$ ) 在时间  $t$  ( $t=1, 2, \dots, T$ ) 内没有受到政策影响的可观测的被解释变量,  $Y_{it}^I$  为地区  $i$  在时间  $t$  ( $T_0+1 < t < T$ ) 内受到政策影响的可观测的被解释变量,  $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N$  表示地区  $i$  在时间  $t$  的政策干预效果,  $Y_{it}$  表示在时间  $t$  时  $i$  的可观测被解释变量。

$$Y_{it} = Y_{it}^N + D_{it} \alpha_{it} \quad (4)$$

因为  $Y_{it}^I$  是可观测的,为了估计  $\alpha_{it}$  的值,只需要估计出  $Y_{it}^N$ :

$$Y_{it}^N = \partial_i + \theta_i Z_i + \lambda_i \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

考虑一个  $(J \times 1)$  阶的权重列向量  $W^* = (\omega_2^*, \dots, \omega_{J+1}^*)$ , 其中地区  $j=2, \dots, J+1$ , 权重列向量  $W^*$  的每个元素  $\omega_j^* \geq 0$  且  $\omega_2 + \dots + \omega_{J+1} = 1$ 。而权重列向量  $W^*$  的每个元素代表潜在的合成控制值,即对照组地区的特定加权平均值。引入式(5),则  $Y_{it}^N$  的值可以估计为:

$$Y_{it}^N - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* Y_{jt} = \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \omega_j^* \lambda_s \left( \sum_{i=1}^{T_0} \lambda_i' \lambda_i \right)^{-1} \lambda_s' (\varepsilon_{js} \varepsilon_{is}) - \sum_{j=2}^{J+1} \omega_j^* (\varepsilon_{jt} - \varepsilon_{it}) \quad (6)$$

Abadie 等已经证明,在一般情况下,式(6)等号右边的部分会趋近于 0<sup>[29]</sup>。至此,不同地区长江经济带发展战略的政策效果便能够成功地被评估。

## 2.2 指标选取与数据说明

### 2.2.1 被解释变量

基于投入-产出模型,参考已有文献与相关理论,并结合省域经济统计数据的可获性,采用自下而上的方式,构建了我国省域生态效率的投入产出指标体系<sup>[30—32]</sup>。通过超效率 SBM 模型测度得到本文的被解释变量生态效率,如表 1 所示。

表 1 省域生态效率评价指标

Table 1 Evaluation index of provincial ecological efficiency

| 类型<br>Type           | 一级指标<br>Primary index | 二级指标<br>Secondary index | 单位<br>Unit       | 数据来源<br>Source |
|----------------------|-----------------------|-------------------------|------------------|----------------|
| 投入指标<br>Input index  | 土地投入                  | 城市建设用地面积                | km <sup>2</sup>  | 中国城市建设统计年鉴     |
|                      | 劳动投入                  | 城镇单位就业人员                | 万人               | 中国统计年鉴         |
|                      | 资本投入                  | 固定资产投资存量                | 亿元               | EPS 数据库、国泰安数据库 |
|                      | 能源消耗                  | 全年用电量                   | 亿 kWh            | 中国电力统计年鉴       |
|                      | 水资源消耗                 | 全年供水总量                  | 亿 m <sup>3</sup> | 中国统计年鉴         |
| 产出指标<br>Output index | 期望产出                  | 地区生产总值                  | 亿元               | 中国统计年鉴         |
|                      | 非期望产出                 | 工业废水排放量                 | 万 t              | 中国环境统计年鉴       |
|                      |                       | 工业二氧化硫排放量               | 万 t              | 中国环境统计年鉴       |
|                      |                       | 工业烟尘排放量                 | 万 t              | 中国环境统计年鉴       |

在投入指标方面,本文以 C—D 生产函数为理论依据,从土地、劳动、资本、资源四个维度进行指标选取。具体地,土地投入选取城市建设用地面积表示,劳动投入选取城镇单位就业人员表示,资本投入选取固定资产投资存量表示,资源投入包括能源消耗和水资源消耗,分别以全年用电量和全年供水总量表示。其中,城市建

设用地面积存在少数缺失值,采用线性插值法进行补充;资本投入指标,以 2007 年为基期,采用永续盘存法计算固定资产投资存量。在产出指标方面,本文基于经济产出(期望)与环境产出(非期望)两种产出形式。其中,期望产出选取地区生产总值反映经济效益,非期望产出选取工业废水排放量、工业二氧化硫排放量以及工业烟尘排放量反映环境压力。考虑到不同地区的产业结构存在差异,一些地区以高碳排放的重工业为主,而另一些地区更多地侧重于服务业或者技术产业,导致碳排放数据的可比性较差。相较而言,工业三废数据有更为严格的废物处理和排放政策标准,能更详细地表征一个地区在遵守环保法规方面的表现。

### 2.2.2 解释变量

核心解释变量:本文以长江经济带发展战略的实施作为政策冲击,将组间虚拟变量和时间虚拟变量的交互项作为核心解释变量,衡量长江经济带发展战略对长江经济带省市生态效率的政策处理效应。

影响生态效率的因素较多,第二产业向第三产业的转型升级在一定程度上有助于减少环境污染。外商投资对生态效率的影响是双重的,伴随着资金、技术和管理经验的注入,有助于优化资源配置,促进当地产业的升级和转型,但同时一些外商投资也存在资源开采、外流与污染转移等负面影响。环境规制作为一种强有力的手段,可以有效维持生态环境稳定,直接影响地区生态效率水平。技术进步伴随着生产和资源利用效率的提高,能有效缓解产业节能减排压力,提高生态效率。地区生态效率与经济发展水平高低密切相关,随着经济发展水平的提高,资源消耗量以及污染排放程度达到峰值后会出现下降趋势。人口密度对生态效率的影响是复杂的,高人口密度地区存在高资源消耗量的同时,也可能更加注重生态环境的保护和恢复。政府通过投资基础设施、提供优惠政策等方式,进而推动经济结构向生态友好型转变,促进生态产业的发展。

根据长江经济带发展现状和相关文献,本研究以产业结构、对外开放程度、环境规制、科技创新水平、经济发展水平、人口密度、政府干预为控制变量分别组合进行回归分析<sup>[33-35]</sup>。产业结构(*ind*)采用第三产业增加值与地区生产总值的比值表征,对外开放程度(*fdi*)采用外商直接投资存量与 GDP 的比值表征,环境规制(*reg*)采用工业污染治理完成投资额与工业增加值的比值表征,科技创新水平(*tech*)采用技术市场成交额与 GDP 的比值表征,经济发展水平(*pgdp*)采用地区人均 GDP 的对数表征,人口密度(*pi*)采用城市年末总人口与省级行政区划面积的比值表征,政府干预(*gov*)采用地方政府一般公共预算支出与 GDP 的比值表征。

### 2.2.3 数据来源及说明

考虑到数据的连续性和数据可得性,本文以中国大陆 30 个省市作为研究样本(因样本数据缺失或未覆盖,西藏及港澳台地区未纳入研究),原始数据来源于国家统计局、《中国统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》。

## 3 长江经济带生态效率时空演化

### 3.1 长江经济带生态效率时序演变特征

为了直观地刻画长江经济带生态效率在全国视角下的空间特征及其演进规律,本文运用超效率 SBM 模型计算出 2007—2021 年中国 30 个省市的生态效率数据值,测度结果如图 1 所示(红色线条内为长江经济带九省二市)。

(1)整体空间分布格局。样本研究期间,各省市生态效率存在显著差异,空间集聚现象逐渐凸显,地区发展极不平衡。其中,北京、天津两市生态效率均持续位于我国前列,山东、福建、广东等东部沿海省市生态效率也保持较快增长。通过观察长江经济带九省二市,发现地区间的生态效率差异逐渐拉大,中游和下游地区省市相对于上游地区表现出更快的增长态势,并且形成高值集聚的空间格局。具体地,2007 年至 2014 年,长经济带生态效率整体平均值由 0.224 上升至 0.295,增幅较小;而 2014 至 2021 年,长经济带生态效率整体平均值由 0.295 上升至 0.782,增长速率明显加快,其中,上游地区生态效率平均值变化为 0.296—0.598,中游地区生态效率平均值变化为 0.292—0.812,下游地区生态效率平均值变化为 0.297—0.944,地区间增长差异显著。进一步比较发现,长江经济带科技创新能力强和经济发展速度快的省市,如上海、江苏、浙江等,有条件有能力使当前自身投入产出比例达到最优从而实现经济与资源环境协调发展,具有资源消耗低、经济产出高的特点。相反,部分省域

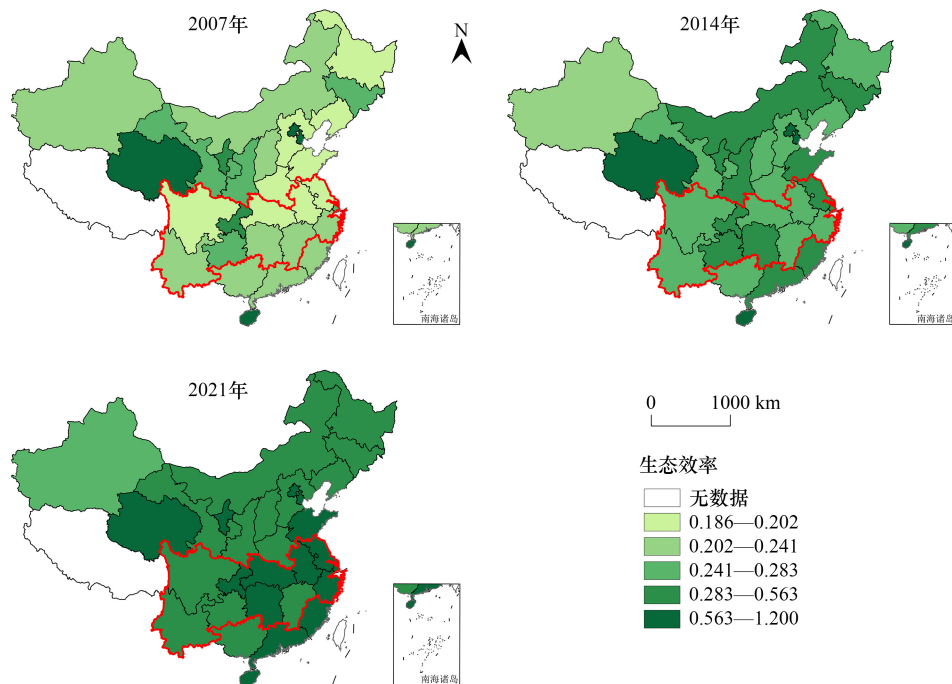


图1 生态效率空间分布特征

Fig.1 Characteristics of the spatial distribution of ecological efficiency

由于发展模式粗放,产业结构层次低,环境污染、生态破坏现象严重,不利于生态效率水平的提高。

(2) 年际空间演进特征。样本研究期间,各省市生态效率呈现逐渐上升趋势,低值区逐渐发生等级跃迁,高值区数量不断增加。图中可以直观发现长江经济带覆盖的11个省域生态效率数值在2007年、2014年和2021年三个时间点上表现出较大差异,颜色变化最为明显,尤其是中游和下游地区,在2014年后生态效率数值表现为跨等级大幅提升,例如下游地区安徽、浙江以及中游地区湖北的生态效率数值直接跨越0.283—0.563区间,与中下游其他省域呈现出深绿色“H”型结构。同期,非长江经济带省域生态效率同样呈现上升趋势,但数值变化更多局限于同等级内提升与相邻等级提升,生态效率变化相对较弱。长江经济带省域与非长江经济带省域之间以及长经济带内部各区域生态效率提升的差异化现象值得关注。显然,长江经济带发展战略提出后,沿线生态效率提升明显,但是长江经济带发展战略对生态效率影响程度有待于进一步验证。

### 3.2 长江经济带生态效率空间集散特征

为全面刻画长江经济带生态效率的时序特征,结合Dagum基尼系数及其分解,重点剖析其地区差异及来源,深入刻画其空间形变与集聚特征,为生态效率提供时空维度的解释,具体结果如表2所示。

长江经济带生态效率Dagum总体基尼系数呈现波动中持续上升的特征,说明随着时间推移,区域生态效率差异逐渐增大,非均衡特征持续存在。值得注意的是,2014年后总体上升幅度逐渐加大,说明发生了外部性扩散力较大的事件,推动了部分地区生态效率加速提升。

(1) 区域内差异。2007—2021年,三大区域内生态效率差异水平各不相同,呈现“下游>中游>上游”的特征。此外,区域内差异呈现出波动上升的趋势,即内部均出现生态效率上升相对较强或较弱的省份,进一步分析得以验证:下游地区四个省份中,上海、江苏和浙江生态效率数值与提升速度不仅在区域内部突出,在所有省份中同样位居最前列,安徽生态效率总体发展水平较为缓慢,从而导致一方面下游地区内部差异逐渐加大,相比中游和上游地区内部差异更为明显;中游地区三个省份中,江西的生态效率值与湖北、湖南相比体现出一定差距;与前两个区域不同,上游地区四个省份中,重庆生态效率水平提升较大,四川、贵州和云南生态效率发展则相对落后。

表 2 生态效率基尼系数及其分解  
Table 2 Ecological efficiency Gini coefficient and its decomposition

| 年份<br>Year | 总体<br>Overall | 区域内 Within the area |       |       | 区域间 Inter-area |       |       | 贡献率 Contribution rate/% |        |        |
|------------|---------------|---------------------|-------|-------|----------------|-------|-------|-------------------------|--------|--------|
|            |               | 下游地区                | 中游地区  | 上游地区  | 下游中游           | 下游上游  | 中游上游  | 区域内                     | 区域间    | 超变密度   |
| 2007       | 0.077         | 0.084               | 0.063 | 0.035 | 0.094          | 0.092 | 0.055 | 29.202                  | 40.317 | 30.481 |
| 2008       | 0.073         | 0.077               | 0.036 | 0.061 | 0.083          | 0.090 | 0.059 | 28.826                  | 36.412 | 34.762 |
| 2009       | 0.068         | 0.072               | 0.065 | 0.026 | 0.081          | 0.074 | 0.056 | 29.971                  | 32.228 | 37.801 |
| 2010       | 0.061         | 0.066               | 0.060 | 0.027 | 0.071          | 0.068 | 0.051 | 30.814                  | 26.627 | 42.559 |
| 2011       | 0.050         | 0.056               | 0.049 | 0.024 | 0.055          | 0.054 | 0.048 | 31.204                  | 14.816 | 53.980 |
| 2012       | 0.059         | 0.063               | 0.066 | 0.027 | 0.066          | 0.055 | 0.058 | 32.470                  | 12.429 | 55.101 |
| 2013       | 0.056         | 0.063               | 0.034 | 0.053 | 0.057          | 0.063 | 0.049 | 32.221                  | 15.238 | 52.541 |
| 2014       | 0.060         | 0.065               | 0.060 | 0.042 | 0.064          | 0.060 | 0.056 | 32.938                  | 5.592  | 61.470 |
| 2015       | 0.069         | 0.075               | 0.064 | 0.050 | 0.076          | 0.072 | 0.062 | 32.233                  | 16.897 | 50.870 |
| 2016       | 0.086         | 0.086               | 0.057 | 0.072 | 0.098          | 0.102 | 0.070 | 29.509                  | 34.681 | 35.811 |
| 2017       | 0.099         | 0.097               | 0.067 | 0.065 | 0.122          | 0.128 | 0.069 | 27.255                  | 48.727 | 24.018 |
| 2018       | 0.116         | 0.110               | 0.088 | 0.058 | 0.128          | 0.160 | 0.092 | 25.601                  | 52.167 | 22.232 |
| 2019       | 0.129         | 0.115               | 0.085 | 0.059 | 0.162          | 0.175 | 0.097 | 23.659                  | 55.215 | 21.126 |
| 2020       | 0.188         | 0.163               | 0.130 | 0.088 | 0.229          | 0.254 | 0.135 | 24.330                  | 61.729 | 13.941 |
| 2021       | 0.194         | 0.093               | 0.172 | 0.204 | 0.151          | 0.258 | 0.249 | 25.130                  | 52.833 | 22.037 |

(2) 区域间差异。整体呈现“下游-上游>下游-中游>中游-上游”的特征。具体地,2014 年之前,地区间生态效率差异都保持相对较小的稳定状态,并且下游与中游、上游地区生态效率差异值皆呈现出下降趋势。2014 年后,下游与上游地区生态效率差异逐渐加大,变化幅度最为明显,同时下游与中游地区生态效率差异增加也十分明显,说明下游地区四个省份整体生态效率与长江经济带其他省份相比有较大的领先优势。同时,中游与上游地区变化斜率也较为陡峭,表明长江经济带三个地区生态效率发展同步性较弱。

(3) 区域差异贡献率。区域内差异贡献率较为稳定,区域间和超变密度贡献率则有较明显的变化。具体地,以 2014 年为界,区域间差异贡献率呈现出“由大变小-由小变大”的变动趋势,超变密度贡献率则呈现出“由小变大-由大变小”的相反变动趋势。此外,2014 年后,空间差异的来源贡献主要表现为“区域间差异>区域内差异>超变密度”,说明长江经济带生态效率分布的不均衡性主要由区域间差异与区域内差异共同决定,且区域间贡献大于区域内。

3.3 长江经济带生态效率动态演进特征

核密度估计能够较好地反映区域生态效率分布的整体状况,而且随着时间的变化,可以整体把握生态效率区域分布的动态特征。为进一步揭示长江经济带省域生态效率的分布动态与演进规律,本文对长江经济带 11 个省市的生态效率水平进行核密度估计和动态模拟,从核密度曲线的分布位置、发展态势、横向延展性以及纵向极化趋势等方面对长江经济带省域生态效率的动态演进特征进行刻画,得到的三维图如图 2 所示。

由图 2 可知:第一,在整个考察期内,核密度函数中心与变化区间逐渐右移,说明长江经济带生态效率不断增大。第二,2007—2014 年期间,核密度图中左侧主峰高度经历了“逐渐降低”的演进过程,曲线宽度小幅增大、向右峰缓慢靠拢,生态效率由原先的低值高度集聚转向高值集聚,但集聚程度低于原始状态,并且在仍存在低值的情况下总体绝对差异渐趋扩大。2014—2021 年期间,右侧波峰逐渐形成,整体相较 2014 年进一步右

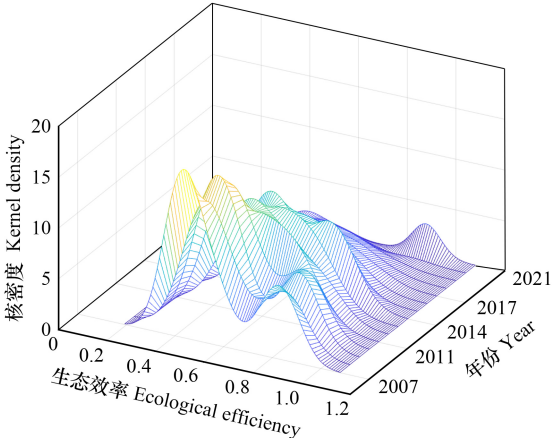


图 2 生态效率核密度估计  
Fig.2 Ecological efficiency kernel density estimation

移,分布曲线左拖尾现象渐趋明显,且分布延展性逐渐增大,说明长江经济带生态效率持续提升的同时地区间差距逐步扩大。

## 4 长江经济带发展战略政策评估与因素分析

### 4.1 基于双重差分的政策效应评估

#### 4.1.1 平行趋势检验

使用双重差分法的重要前提是满足平行趋势假设。如图 3 所示,2014 年以前,长江经济带和非长江经济带生态效率呈现缓慢波动的平稳态势,两条折线的间距基本保持不变。2014 年后尤其是 2015 年,相对于非长江经济带,长江经济带生态效率加速增长,折线斜率值不断增加。2020 年开始,长江经济带生态效率值超过非长江经济带,且增长速率远高于非长江经济带。本文初步认为,上述长江经济带省市生态效率的快速提升可能是由 2014 年长江经济带发展战略的正式提出导致。

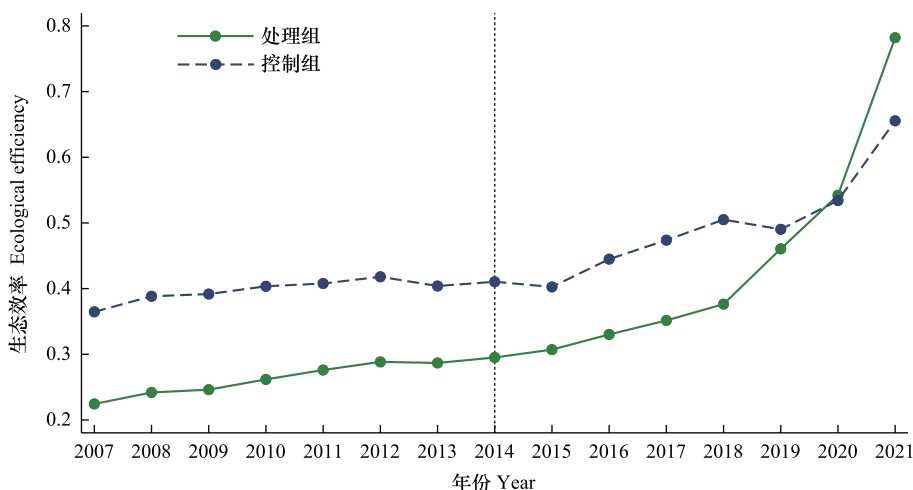


图 3 平行趋势检验

Fig.3 Parallel trend test

#### 4.1.2 双重差分法全样本估计结果

利用面板 DID 初步检验长江经济带发展战略的政策效应,如表 3 所示,各模型区别在于所加入控制变量的个数。模型(1)至模型(6)核心解释变量  $du \times dt$  系数均显著为正,以模型(5)和模型(6)回归结果为例,与非长江经济带相比,长江经济带发展战略实施使沿线省市生态效率水平显著提高 18%左右,本文假设 1 得到验证。

从影响因素来看,模型(2)至模型(6)的结果表明经济发展水平、科技创新水平、政府干预和产业结构对生态效率具有显著的正向影响。具体地,经济发展水平高低对生态效率有着直接影响,根据环境库兹涅茨曲线(EKC)理论,伴随着经济高速增长,初期可能导致自然资源消耗和污染排放的加剧,但随着经济发展水平的提高,产业结构升级与技术进步对生产率的提升,经济发展对资源的消耗和污染排放会越过顶点而呈下降趋势;科技创新水平提升是绿色发展的核心动力与重要保障,尤其在工业领域,科技创新不仅有利于加速工业生产技术革新、还推动新型环保材料替代、工序简化和清洁技术开发等进程,从根本上减少工业中对资源的浪费和对环境的污染,为生态效益的可持续提升注入持久动力;政府基础建设支出对绿色发展具有关键作用,尤其在城乡基础设施和交通系统的现代化过程中,通过加大政府投入可以完善城市的基础设施服务水平,从而降低交易成本和资源损耗,改善生态效率;产业结构合理化和高度化是提升生态效率的重要途径,产业结构升级有助于资源的优化配置,提高生产效率并降低污染排放,第三产业占地区生产总值比重上升有助于提高地区的生态效率。模型(3)、模型(5)与模型(6)的结果中对外开放程度对生态效率具有显著的正向影响,可以

看出长江经济带内部外商投资更倾向于选择环保和绿色可持续发展项目,并且伴随着资金、技术和管理经验的注入,有助于地区优化资源配置,促进产业升级转型。模型(4)的结果中人口密度对生态效率具有显著的负向影响,反映出人口增加引起城市化进程加快与建设用地扩张,以及工业和交通污染物排放量上升,最终导致生态系统的承载能力受到威胁。模型(6)的结果中环境规制对生态效率的影响为负但不显著,说明工业污染的治理是一个长期的过程,需要不断消耗企业和地方政府的环保资金,使得绿色创新生产方面的资金份额受到挤占而有所减小,因此政府还需加大对企业绿色发展的扶持,引导企业将资金较多地投入低碳技术研发。

表 3 基于双重差分法的全样本估计结果  
Table 3 Full-sample estimation results based on the double-difference approach

| 变量<br>Variable                | 基准双重差分模型 Double-difference model |                      |                      |                      |                      |                      |
|-------------------------------|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                               | 模型(1)                            | 模型(2)                | 模型(3)                | 模型(4)                | 模型(5)                | 模型(6)                |
| <i>du×dt</i>                  | 0.202 **<br>(0.021)              | 0.120 *<br>(0.077)   | 0.150 *<br>(0.031)   | 0.169 **<br>(0.011)  | 0.185 ***<br>(0.004) | 0.188 ***<br>(0.005) |
| <i>fdi</i>                    |                                  | 0.007<br>(0.750)     | 0.059 **<br>(0.019)  | 0.032<br>(0.225)     | 0.051 **<br>(0.042)  | 0.051 **<br>(0.043)  |
| <i>pgdp</i>                   |                                  | 0.339 ***<br>(0.000) | 0.459 ***<br>(0.000) | 0.244 ***<br>(0.000) | 0.377 ***<br>(0.000) | 0.368 ***<br>(0.000) |
| <i>tech</i>                   |                                  | 0.071 ***<br>(0.000) | 0.046 ***<br>(0.005) | 0.036 *<br>(0.087)   | 0.025<br>(0.234)     | 0.020<br>(0.353)     |
| <i>gov</i>                    |                                  |                      | 0.489 ***<br>(0.000) |                      | 0.499 ***<br>(0.000) | 0.514 ***<br>(0.000) |
| <i>ind</i>                    |                                  |                      |                      | 0.867 ***<br>(0.000) | 0.373 **<br>(0.017)  | 0.347 **<br>(0.020)  |
| <i>pi</i>                     |                                  | -0.037<br>(0.168)    |                      | -0.070 **<br>(0.011) | 0.032<br>(0.221)     | 0.031<br>(0.250)     |
| <i>reg</i>                    |                                  |                      |                      |                      |                      | -0.040<br>(0.152)    |
| 观测量 Number of observations    | 450                              | 450                  | 450                  | 450                  | 450                  | 450                  |
| 控制变量 Control variable         | 无                                | 4 个                  | 4 个                  | 5 个                  | 6 个                  | 7 个                  |
| 地区固定效应 Regional fixed effects | 是                                | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| 时间固定效应 Time fixed effects     | 是                                | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| <i>R</i> <sup>2</sup>         | 0.14                             | 0.32                 | 0.41                 | 0.37                 | 0.42                 | 0.43                 |

括号内为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著

4.2 基于倾向得分匹配的双重差分法估计结果检验

为增加基准回归结果的可信度,本文借鉴石大千等做法,用控制变量代表协变量,使用一对一不放回邻近匹配对样本进行筛选,从而有效避免选择性偏差<sup>[36]</sup>。结果表明,大部分变量标准偏差绝对值符合小于 0.2 的标准,此外,匹配之后大部分变量 t 统计量都不显著,说明匹配后的变量在处理组和对照组之间并不存在显著差异,匹配结果较好,样本通过平衡性检验。匹配后再次利用面板 DID 进行估计,如表 4 所示。模型(7)至模型(12)核心解释变量 *du×dt* 系数均显著为正,经济发展水平、科技创新水平、政府干预和产业结构四个变量回归系数符号和显著性水平依旧与基准回归结果一致,证实了初步结果的稳健性。

4.3 安慰剂检验

为进一步确保回归结果不受其他不可观测因素影响,并排除未观测到的省市样本特征对回归结果影响,需要进行安慰剂检验。本文在所有样本中随机抽取 123 个作为“伪实验组”替换,并将该随机抽样过程重复 500 次,将其重新进行回归。如图 4 所示,模型回归系数分布集中在 0 附近且多数 *P* 值大于 0.1,可见随机抽样后的样本组合对生态效率没有产生影响,基准回归中通过政策区分实验组和控制组的回归结果是稳健的。

表 4 匹配后样本的双重差分估计结果

Table 4 Double-difference estimation results of matched samples

| 变量<br>Variable                | 倾向得分匹配-双重差分模型 PSM-DID model |                      |                      |                      |                      |                      |
|-------------------------------|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                               | 模型(7)                       | 模型(8)                | 模型(9)                | 模型(10)               | 模型(11)               | 模型(12)               |
| $du \times dt$                | 0.312 ***<br>(0.001)        | 0.210 **<br>(0.010)  | 0.227 ***<br>(0.002) | 0.219 ***<br>(0.009) | 0.229 ***<br>(0.002) | 0.229 ***<br>(0.003) |
| $fdi$                         |                             | -0.041<br>(0.116)    | 0.004<br>(0.897)     | -0.018<br>(0.508)    | 0.001<br>(0.962)     | 0.002<br>(0.952)     |
| $pgdp$                        |                             | 0.289 ***<br>(0.000) | 0.399 ***<br>(0.000) | 0.236 ***<br>(0.000) | 0.358 ***<br>(0.000) | 0.348 ***<br>(0.000) |
| $tech$                        |                             | 0.077 ***<br>(0.003) | 0.060 ***<br>(0.009) | 0.068 **<br>(0.012)  | 0.053 **<br>(0.030)  | 0.050 **<br>(0.050)  |
| $gov$                         |                             |                      | 0.430 ***<br>(0.000) |                      | 0.448 ***<br>(0.000) | 0.460 ***<br>(0.000) |
| $ind$                         |                             |                      |                      | 0.665 ***<br>(0.000) | 0.183<br>(0.315)     | 0.179<br>(0.316)     |
| $pi$                          |                             | -0.039<br>(0.213)    |                      | -0.070 **<br>(0.021) | 0.022<br>(0.514)     | 0.026<br>(0.406)     |
| $reg$                         |                             |                      |                      |                      |                      | -0.024<br>(0.533)    |
| 观测量 Number of observations    | 330                         | 330                  | 330                  | 330                  | 330                  | 330                  |
| 控制变量 Control variable         | 无                           | 4 个                  | 4 个                  | 5 个                  | 6 个                  | 7 个                  |
| 地区固定效应 Regional fixed effects | 是                           | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| 时间固定效应 Time fixed effects     | 是                           | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    | 是                    |
| $R^2$                         | 0.15                        | 0.30                 | 0.38                 | 0.32                 | 0.38                 | 0.38                 |

#### 4.4 机制检验

回归结果表明,科技创新水平对生态效率具有显著的正向影响,为下文机制检验提供了初步判断。为进一步探究科技创新水平的机制效应以及环境规制是否存在作用机制,同时为了保证实验结果的稳健性,即机制检验变量与控制变量不能重复。本文选择保留产业结构、经济发展水平、人口密度、政府干预 4 个变量作为控制变量进行机制检验,结果见表 5。

列(Ⅰ)和列(Ⅱ)核心解释变量  $du \times dt$  系数均为正向显著,由此可以验证长江经济带发展战略的政策有效性。列(Ⅲ)中  $du \times dt$  系数正向显著,表明长江经济带发展战略对科技创新水平有促进作用。进一步地,列(Ⅳ)中长江经济带发展战略与科技创新水平的交互项

$tech \cdot du \times dt$  系数正向显著,表明长江经济带发展战略通过科技创新间接提升沿线省市的生态效率,本文假设 2 得到验证。列(Ⅴ)中  $du \times dt$  系数正向但不显著而列(Ⅵ)中长江经济带发展战略与环境规制的交互项  $reg \cdot du \times dt$  系数正向显著,表明长江经济带发展战略与环境规制对于生态效率的影响机制仍有待进一步验证。

#### 4.5 长江经济带发展战略政策效应的异质性分析

##### 4.5.1 合成控制法构造过程

双重差分法估计了长江经济带 11 个省市作为整体实验组的政策效应,接下来采用合成控制法分别估计每个省域的具体政策效应。研究期和变量选择与前文保持一致,将对照组选为剩余的 19 个非长江经济带省市,共同依权重合成 11 个长江经济带省市的生态效率变化曲线,具体对比趋势如图 5 所示。

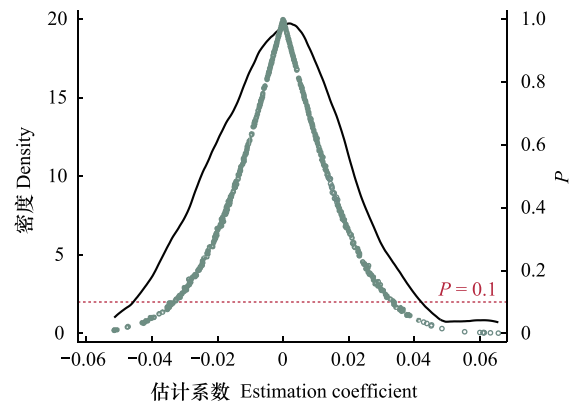


图 4 安慰剂检验

Fig.4 Placebo test

表 5 科技创新水平与环境规制机制检验结果  
Table 5 Mechanism test of technological innovation and environmental regulation

| 变量<br>Variable                | 机制检验 Mechanism test  |                      |                    |                      |                  |                      |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|--------------------|----------------------|------------------|----------------------|
|                               | ( I )<br>DID         | ( II )<br>PSM-DID    | ( III )<br>tech    | ( IV )<br>eco        | ( V )<br>reg     | ( VI )<br>eco        |
| $du \times dt$                | 0.195 ***<br>(0.004) | 0.248 ***<br>(0.002) | 0.204 *<br>(0.082) |                      | 0.068<br>(0.557) |                      |
| $tech \cdot du \times dt$     |                      |                      |                    | 0.044 ***<br>(0.000) |                  |                      |
| $reg \cdot du \times dt$      |                      |                      |                    |                      |                  | 0.031 ***<br>(0.010) |
| 观测量 Number of observations    | 450                  | 330                  | 450                | 450                  | 450              | 450                  |
| 控制变量 Control variable         | 4 个                  | 4 个                  | 4 个                | 4 个                  | 4 个              | 4 个                  |
| 地区固定效应 Regional fixed effects | 是                    | 是                    | 是                  | 是                    | 是                | 是                    |
| 时间固定效应 Time fixed effects     | 是                    | 是                    | 是                  | 是                    | 是                | 是                    |
| $R^2$                         | 0.41                 | 0.37                 | 0.54               | 0.69                 | 0.49             | 0.67                 |

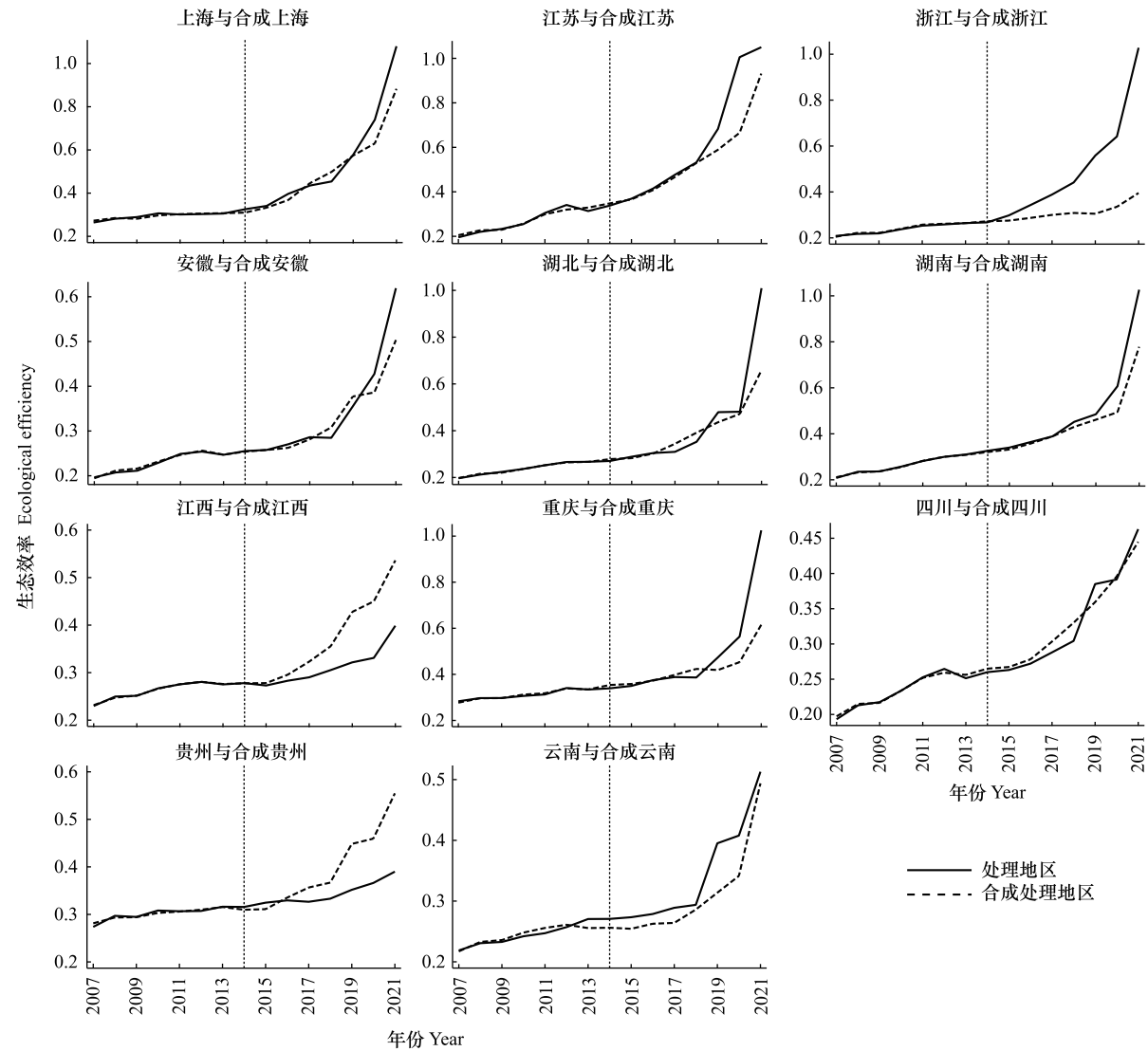


图 5 合成控制法  
Fig.5 Synthetic control method

#### 4.5.2 合成控制的结果分析

由图 5 可以看出:(1)长江经济带发展战略较大幅度增加了上海、江苏、浙江、湖北、湖南和重庆的生态效率,对安徽、江西、四川、贵州和云南作用较小,甚至出现了实际曲线低于合成曲线的情况,反映出长江经济带 11 个省市的生态效率发展同步性较弱,政策效应具有异质性,基本表现为省域生态效率的提升速度与经济发展水平正相关。(2)通过进一步观察比较三大区域各自内部省市生态效率曲线,可以发现合成控制结果与前文长江经济带生态效率空间集散特征部分一致,三个区域内部均出现了生态效率上升相对较强或较弱的省市。(3)下游地区相较于合成曲线,上海、江苏和浙江生态效率的实际曲线数值与提升速度不仅在区域内部突出,在整个长江经济带也位居最前列。2021 年浙江政策效应最为显著,上海、江苏两省在较高水平下仍保持增长态势,生态效率分别提高 0.63、0.20 和 0.12,安徽生态效率虽提高 0.12,但总体发展仍处于较低水平;中游地区 2021 年湖北和湖南政策效应最为显著,与合成曲线相比生态效率分别提高 0.35 和 0.25,江西出现生态效率实际曲线位置低于合成曲线的情况,总体上体现出较为明显的差距,认为政策可能存在空间溢出效应;与前两个区域相反,上游地区重庆生态效率水平提升较大,2021 年政策效应最为显著,与合成曲线相比提高 0.41,其次是四川和云南,生态效率与合成曲线相比提高较小且数值较低,贵州的生态效率发展则相对落后。

## 5 结论与展望

本文以长江经济带发展战略的实施为背景,综合使用多种模型方法,丰富了生态效率的研究视角。同时,通过构建理论框架并提出研究假设,完善了长江经济带发展战略与沿线省市生态效率之间的具体关联机理和内在影响机制。得到结论如下:首先,长江经济带发展战略实施 10 年来,沿线省市生态效率逐渐上升,低值区发生等级跃迁,高值区数量不断增加,生态效率发展极不平衡,空间集聚现象突出;并且生态效率增长速率明显加快,尤其是中游和下游地区表现为跨等级大幅提升。其次,生态效率空间差异较大,从程度上表现为下游、中游、上游地区依次递减的态势,且空间分异程度仍在上升,整体差异主要由区域间与区域内差异共同决定。再次,政策评价模型表明,长江经济带发展战略显著提升沿线省市的生态效率,科技创新起到中介作用;经济发展水平、政府干预和产业结构同样对生态效率提升有显著的促进作用。最后,长江经济带内部 11 个省市的政策效应异质性显著,生态效率发展同步性较弱,整体上表现为生态效率的提升速度与经济发展水平正相关。

基于研究结论,为进一步推动长江经济带高质量发展,更好支撑和服务中国式现代化,提出以下政策启示。其一,持续推进战略在经济效益和环境效益协调统一方面的积极效果。研究表明,宏观经济政策作为我国推动经济社会协调发展的强力抓手,能够有效提升区域生态效率。其二,完善政府生态环境治理体系的顶层设计。研究表明,各省域生态效率发展同步性较弱。建议完善生态补偿相关立法,为推行生态环境治理体系建设、促进区域间协调发展提供法律依据。其三,多维度多路径统筹推动长江经济带生态效率提升。科技创新水平作为地区生态效率发展的关键中介,经济发展水平、政府干预和产业结构作为重要驱动因素,均可以成为未来战略实施过程中的重要着力点。与此同时,本文也存在未来值得改进的部分。例如影响因素方面,控制变量的选取尽可能考虑了多种维度的驱动因素,但仍可能忽视部分潜在的影响变量;中介变量虽然紧密结合政策内容,但仅考量科技创新、环境规制可能无法充分捕捉政策影响下变量间的复杂关系。因此,随着基础研究深入、数据挖掘与共享加强,以及测量工具精确度提升,未来可以考虑识别和分析更多影响因素和引入更多中介变量,通过定性和定量方面的综合分析,进一步优化已有结论,以提升研究的精确性与适用性。

#### 参考文献(References):

- [1] 胡熠娜,彭建,刘焱序,王曼,王仰麟. 区域生态效率研究进展. 生态学报, 2018, 38(23): 8277-8284.
- [2] Schaltegger S, Sturm A. Ökologische rationalität: ansatzpunkte zur ausgestaltung you ökologieorientierten management instrumenten. Die Unternehmung, 1990(4): 273-290.
- [3] 姚治国,陈田. 国外旅游生态效率研究综述. 自然资源学报, 2015, 30(7): 1222-1231.

- [4] 蓝以信, 张庆, 李婵. 多维发展导向视角下江苏省县域生态效率差异化评价. 生态学报, 2021, 41(23): 9216-9227.
- [5] 陆杉, 熊娇, 李雯. 长江中游地区农业生态效率空间关联网络演化及驱动因素研究. 生态学报, 2024, 44(8): 3199-3212.
- [6] 丁莲, 白羽萍, 张莉金, 冯喆, 胡业翠, 李志慧, 刘伟. 黄河流域城市群土地利用及生态效率时空演变分析. 生态学报, 2023, 43(18): 7610-7622.
- [7] 孙丛婷, 傅莉媛, 蒋犇, 王莹, 祝志川. 中国生态效率时空动态分布与区域差异. 生态学报, 2023, 43(4): 1366-1379.
- [8] 盖美, 展亚荣. 中国沿海省区海洋生态效率空间格局演化及影响因素分析. 地理科学, 2019, 39(4): 616-625.
- [9] 曾祥静, 何彪, 马勇, 童昀. 长江中游城市群县域生态效率时空格局及多维动态演进. 地理科学, 2023, 43(6): 1088-1100.
- [10] 罗能生, 王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(4): 110-118.
- [11] 洪铮, 王林, 章成. 绿色发展背景下区域旅游生态效率影响因素——以西部地区为例. 生态学报, 2021, 41(9): 3512-3524.
- [12] 潘明明, 谢荣见. 科技创新驱动绿色生态效率空间分异探析——基于地区市场分割视角. 软科学, 2019, 33(10): 20-25.
- [13] Hu B, Zhou P. Can the renewable power consumption guarantee mechanism help activate China's power trading market?. Energy, 2022, 253, 124182.
- [14] Chen M, Su Y T, Piao Z X, Zhu J H, Yue X G. The green innovation effect of urban energy saving construction: a quasi-natural experiment from new energy demonstration city policy. Journal of Cleaner Production, 2023, 428: 139392.
- [15] Kemper J, Renold U. Evaluating the impact of general versus vocational education on labor market outcomes in Egypt by means of a regression discontinuity design. Journal of Development Economics, 2024, 166: 103172.
- [16] 闫昊生, 王剑飞, 孙久文. 集体建设用地入市如何影响国有建设用地市场?——基于机器学习的新证据. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(6): 195-216.
- [17] 范娅梅, 周贤能, 兰秀娟. 长江经济带发展战略对工业企业绿色转型的影响研究. 湖北经济学院学报, 2024, 22(4): 17-31+126-127.
- [18] 黄寰, 王若楠, 肖义. 长江经济带科技创新与生态效率的协同演化及影响因素. 长江流域资源与环境, 2024, 33(4): 671-686.
- [19] 李子成, 王珏. 国家高新区与城市生态效率——基于 228 个城市的准自然实验分析. 城市观察, 2024, (2): 81-94+162.
- [20] 巫强, 陈宇超. 长江经济带发展战略与产业结构升级——基于可持续发展的视角. 长江流域资源与环境, 2024, 33(2): 229-241.
- [21] 闫华飞, 杨美, 肖静. 长江经济带发展战略促进了区域碳减排吗?——基于双重差分模型的检验. 长江流域资源与环境, 2023, 32(6): 1138-1151.
- [22] 张婷婷, 江小国. 对外开放能否推动长江经济带产业结构升级?——基于技术创新中介效应的实证研究. 兰州财经大学学报, 2019, 35(1): 13-22.
- [23] 刘晨跃, 徐盈之. 市场化、结构性产能过剩与环境污染——基于系统 GMM 与门槛效应的检验. 统计研究, 2019, 36(1): 51-64.
- [24] Romer P M. Endogenous technological change. Journal of Political Economy, 1990, 98(5, Part 2): S71-S102.
- [25] Andersen P, Petersen N C. A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis. Management Science, 1993, 39(10): 1261-1264.
- [26] Tone K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1): 32-41.
- [27] 刘华军, 何礼伟, 杨骞. 中国人口老龄化的空间非均衡及分布动态演进: 1989—2011. 人口研究, 2014, 38(2): 71-82.
- [28] Dagum C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [29] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synth: An R Package for Synthetic Control Methods in Comparative Case Studies. Journal of Statistical Software, 2011, 42(13): 1-17.
- [30] 李思迪, 贾彬彬, 钟永德, 任腾. 长江经济带生态经济效率时空差异特征及驱动因素. 统计与决策, 2023, 39(23): 74-78.
- [31] 赵旭, 汪怡鑫, 赵菲菲. 城市工业生态效率的时空跃迁特征与空间溢出效应: 以长江经济带为例. 统计与决策, 2022, 38(6): 133-138.
- [32] 邓荣荣, 张翔祥, 唐洋. 长江经济带一体化发展对城市生态效率的影响——基于 PSM-DID 模型的实证分析. 软科学, 2021, 35(9): 22-27.
- [33] 郭炳南, 唐利, 张浩. 城市低碳治理对生态效率的影响——基于低碳城市试点政策的准自然实验. 华东经济管理, 2023, 37(8): 82-90.
- [34] 邓荣荣, 张翔祥, 陈鸣. 低碳试点政策对生态效率的影响及溢出效应——基于空间双重差分的实证分析. 调研世界, 2022, (1): 38-47.
- [35] 马勇, 张瑞. 县域生态效率空间格局及影响因素研究——以长江经济带为例. 中国地质大学学报: 社会科学版, 2021, 21(6): 62-76.
- [36] 石大千, 丁海, 卫平, 刘建江. 智慧城市建设能否降低环境污染. 中国工业经济, 2018(6): 117-135.